

# 確率的手法に基づく出生率の将来推計

加 藤 久 和

## はじめに

2004年の合計特殊出生率は1.29と前年に引き続き過去最低の水準となり、少子化の趨勢は依然として持続している。少子化とこれによる総人口の減少、さらには長寿化とあいまった一層の高齢化は、経済社会にさまざまな影響を及ぼすとみられ、労働力人口の減少や貯蓄率の低下などに伴う経済成長の鈍化、賦課方式を基本とする社会保障制度への影響などがその代表的なものとして論じられている。今後、本格的な人口減少社会を迎えるにあたって、人口減少がもたらす様々な影響を展望し、可能な制度改革を行うためには、将来の人口動態に関する見通しを立てる必要がある。わが国では国勢調査の結果をもとに、国立社会保障・人口問題研究所が5年ごとに将来人口推計を公表しているが、その根幹となる部分は将来の出生率のシナリオである。加藤(2002)でも論じているように、人口推計は人口学的な知見をもとに行うことが適切であり、不確実な要素の多い経済社会の動向からこれを見通すことには多くの困難な問題点がある。とはいうものの、人口学的手法を用いた将来推計をサポートする方法として、経済社会要因を考慮した出生率の将来推計を行うことの意義は十分にあると考える。

将来の出生率を見通すには、過去の出生率変動の要因、すなわち少子化の原因などを整理しておく必要がある。もちろん、少子化に関する研究はここ

数年だけをみても膨大なものにのぼり、近年の少子化の要因についてはさまざまな視点から議論されている。分析手段としては、社会学・家族社会学などからのアプローチと経済学からのアプローチに大別されよう<sup>(1)</sup>。少子化現象についてはもちろんその社会的・文化的背景が重要であり、また人々の結婚や出産に関する価値観の変化が大きな要因であることは疑いない事実である。一方、経済環境の変化もまた人々の結婚や出産に関する行動に影響を及ぼし、近年の少子化の一要因であると考えられる。経済と結婚・出生行動の関係についての研究も数多く行われており、両者の相互関係に関する理論的な考究も試みられている<sup>(2)</sup>。

本稿は、以上のような問題意識のもとで、経済社会の環境変化をベースとした出生率の将来推計を試みるものである。したがって、その分析には時系列データを用いることになる。過去において経済環境や労働市場の変化が、結婚・出生行動に与えた影響を実証的に解明するとともに、こうした環境の変化とともに今後15年の出生率の試算を行う。そのための手法としては、経済社会の諸要素と人口動態を繋ぐ同時方程式モデルを利用する。出生率の実証分析については、マイクロ・データや国別・地域別データを用いたクロスセクション分析を数多く行われているが、時系列データを用いた分析、さらには同時方程式モデルを利用した研究はそれほど多くない。先行研究としては、加藤（2000，2002）などがあるが、これらの研究では、結婚、出生および女性の労働参加と経済環境との相互依存関係を実証的に把握し、現在の経済社会構造が変化しないという条件の下で出生率等の将来展望を行っている。さらに、次世代育成支援対策推進法が制定され、少子化対策に関して一層の努力を図ることが社会的な合意に達しつつあるような情勢の中で、少子化対策の実施がどのような効果を有しているかを計量的に明らかにすることが必要となっているが、加藤（2003）では簡単な同時方程式モデルをもとにこれに関する試算を行っている。但し、モデルの定式化等を考慮すると必ず

しも満足できるものではなかった。

本稿が持つ、先行研究と比較したオリジナルな視点を整理すると以下の三点があげられる。第一に、出生率の推計等に関して、女性の就業と出産・育児に関する機会コストを重視した点がある。子どもに対する需要を考慮する場合、この機会コストが価格要因として大きく影響することを示した。第二は、モデルの定式化そのものを再検討したことにある。詳細は以下に譲るが、過去の研究においては時系列データのトレンドのみを重視し、変数間の長期的関係についての考慮は十分なものでなかった。このことは、いわゆる“見せかけの回帰”に陥る懸念を持ち、モデルの結果そのものの信頼性に影響を及ぼすことになる。第三は、将来展望において確率的推計を用いたことである。すなわち、将来シミュレーションでは点推定の代わりに、モンテカルロ・シミュレーションを利用した区間推定を行った。出生率推計に関するこうした試みは既にいくつかの先行研究で行われているが<sup>(3)</sup>、同時方程式モデルで行った例はなく、本研究による試みが最初のものとなる<sup>(4)</sup>。

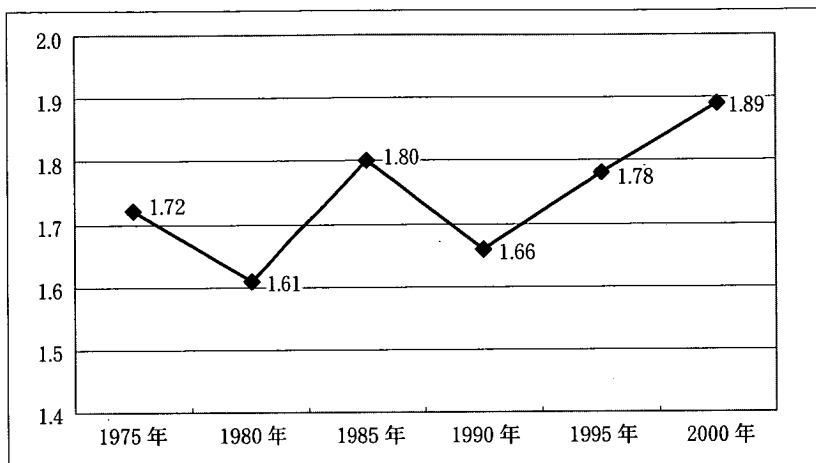
本稿は、以下のような構成となっている。最初にモデル作成の考え方やモデルの構造を簡潔に示した後、重要な鍵概念となる「機会コスト」の推計について説明する。その後、モデルの推定を行い、2020年を視野に入れた将来シミュレーションの結果を示す。また、付録として、モデルの方程式一覧を掲載する。なお、モデルの推定、シミュレーションはすべてE-viewsで行った。

## 1. モデルの作成の考え方

### 1.1 近年の少子化の要因と経済環境

#### 1.1.1 結婚と出生の関係

少子化はわが国特有の現象ではないが、欧米諸国と比較すると、わが国で



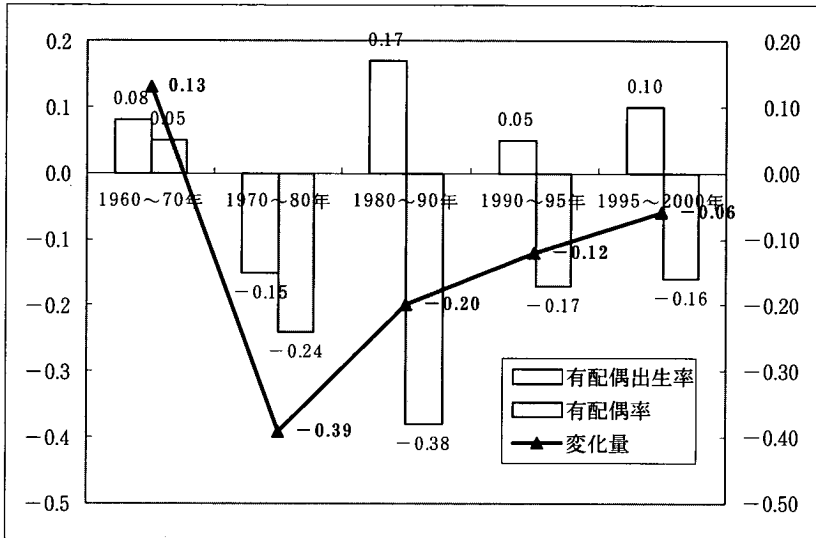
資料：厚生労働省『人口動態統計』

図1 結婚から第1子出生までの平均期間

は結婚と出産が密接に関連しているという特徴をもつ。図1は、結婚から第1子出生までの平均期間を示したものである。1990年では結婚後平均して1.66年で、また2000年でも結婚後1.89年で第1子をもうけている。近年、ややこの期間が伸びたとはいえ、結婚後の早い時期に第1子を出産していることから、結婚の動向が出生の動向の先行指標となっていると考えられる。

このような、結婚と出産の密接な関係を前提として、出生率の変動を、結婚を原因とするもの（すなわち未婚化・晩婚化の進展）と、結婚後の出生行動を原因とするものの二つに分けて議論することが多い。図2は、合計特殊出生率（TFR）の期間変動を、有配偶率の変動と有配偶出生率の変動の二つに分解したものである。図から明らかなように、近年の合計特殊出生率の変化は主に有配偶率、すなわち結婚によって生じたものであることがわかる<sup>6)</sup>。有配偶出生率（夫婦の出生率）については1990年代以降もプラス要因となっているものの、近年、低下傾向にあると見られている。なお、こうした要因分解の議論は、ピリオド・データに基づくものであり、コーホート・

## 確率的手法に基づく出生率の将来推計



出所：国立社会保障・人口問題研究所『人口統計資料集 2005 年版』

図 2 合計特殊出生率変化の要因分解

ベースでみると有配偶出生率自体も低下傾向にあるという主張もある<sup>(6)</sup>。2002 年の人口推計（国立社会保障・人口問題研究所（2002），pp. 10～11）においても，1980 年代までは出生数は数年の遅れを伴って初婚数と同様に推移してきたのに対し，1990 年代には初婚数が増加しても出生数は低迷を続け，夫婦の出生行動に何らかの変化が生じたのではないかと分析されている。いずれにせよ，結婚行動とともに，夫婦の子どもに対する需要の変化に対しても十分な検討を行う必要があるだろう。モデルを作成するにあっては，こうした点を反映させるような構造設計を行うことが要求される。

### 1.1.2 初婚行動のモデル化

初婚行動のモデル化にあたっては，女性労働力の労働市場への参入・退出との間に相互関係が存在するとの仮説を利用した<sup>(7)</sup>。第一に，女性が結婚を

契機に労働市場から退出する場合には、労働市場に留まっていた場合に得られたであろう所得の一部失うことを意味すると考え、そのための機会コストを結婚に伴うコストと考えた。この機会コストが高いほど、女性は結婚を延期あるいはあきらめることになると考えられる。したがって、この機会コストの上昇は初婚に対して負の影響をもたらすことになる。第二は、現在の賃金水準である。30歳代以降の女性の初婚行動については、前記の機会コストと同様に現在の賃金を結婚による逸失（機会コスト）ととらえている。第三は、失業率である。女子失業率が高い場合には、女性は労働市場への新規参入をあきらめ、結婚に向かうと考えた。また、男子失業率については、結婚相手の現在の経済環境を表す変数であると捉え、男子失業率が高いほど結婚行動に負の影響を及ぼすとした。結婚行動については、とりわけ若年層において高学歴化の影響も考慮している。

### 1.1.3 出生行動のモデル化

出生行動の解明ではしばしば経済学的なアプローチが取られる。例えば、ベッカーらによる子どもを財とみなして消費者行動から接近する方法やイースタリンらによる相対所得仮説に沿った分析などもその一例である。本研究では、こうした考え方の延長として、出生率はこれを子どもに対する需要が実現したものと考え、出生率を説明する方程式を基本的には需要方程式として捉える。需要方程式では通常、所得要因と価格要因が含まれる。所得要因としては、現実のマクロ経済環境等がその代理変数として利用される。本モデルでは男子賃金（時間あたり）の水準を所得要因の変数として採用している。一方、価格要因については、女性からみた出産のための機会コストを用いている。これについては後で詳細に述べる。なお、所得要因と価格要因のどちらが出生率低下への寄与が大きいかについては、例えば加藤（2001）では、パッツ・ウォード型の階差モデルを用いて実証分析を行ったところ、価

格要因が所得要因を凌駕している結論している。また、加藤（2003）においても、出生力の低下はむしろ価格要因にあり、政策的にこのコストを引き下げることが出生力反転に大きな効力をもつと述べている。なお、需要方程式には所得要因と価格要因以外のシフト項が加わるが、出生率を説明する方程式ではこのシフト項に当該年齢層の直近の初婚率が用いており、初婚行動が出生行動とリンクするように定式化している。

## 1.2 モデルの構造

上記でみたように、本モデルは結婚と出生を軸として構成されている。初婚率、出生率についてはそれぞれ20～39歳の層を対象に4区分の年齢5歳階級別初婚率、出生率を用いている。モデルでは初婚率を労働市場等との関連で決定した後、これが出生率関数へのリンクを通じて出生率決定に影響を及ぼすとともに、所得・価格要因で出生率が決定されることになる。初婚率を決定する関数については、失業率等がその説明変数として加わっているが、失業率は国内総生産成長率などとの関係から決定され、また国内総生産成長率が男女の賃金上昇率などに影響するという経路が組み込まれている。なお、今回作成したモデルに含まれる方程式（内生変数）の数は45、外生変数は3つである<sup>(8)</sup>。

## 2. 機会コストの推計

本研究で特徴的な点は、出生率を決定する方程式等に採用している機会コストである。これについて詳細に説明しておきたい。図3はこの機会コストの推計の考え方を整理したものである。

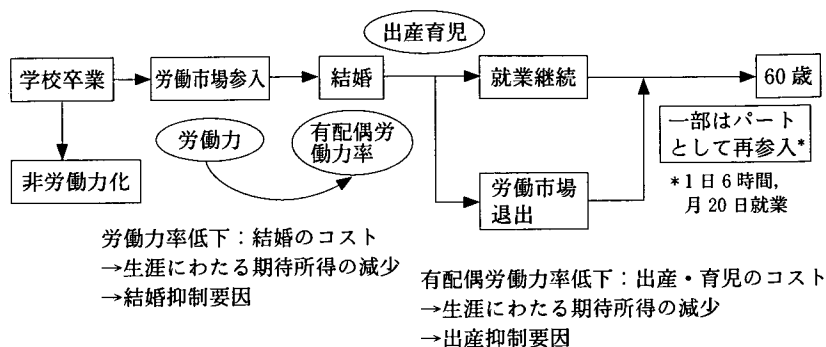


図3 機会コストの計算について

## 2.1 結婚による逸失所得の推計

わが国では女子の全配偶でみた労働力率と有配偶女子の労働力率に大きな差がある。2002年では全配偶でみた労働力率は20～34歳の層で67.2%であるのに対して、同じ年齢層の有配偶女子労働力率は45.9%に過ぎない。このことは未婚女子の労働力率の有配偶女子の労働力率を上回っていることを意味しており、結婚を契機とした労働市場からの退出が存在することでもある。結婚による労働市場からの退出がないとした場合、有配偶女子労働力率は上昇して現在の水準よりも高くなることが考えられる。しかしながら、専業主婦を選好する女性もいることから、その水準は現在の未婚女子労働力率の水準以下となることが考えられる。そのため、結婚後働きたいと考える女性がすべて働いた場合の有配偶女子労働力率は、全配偶女子労働力率と等しいと仮定し、結婚による逸失所得を以下のように推計する。

全配偶の女子労働力率を $L/P$ 、有配偶女子の労働力率 $L_M/P_M$ とする。有配偶女子の女子全体に占める割合を $\alpha$ 、労働力人口全体に占める有配偶者の割合を $\beta$ とすると、 $P_M = \alpha P$ 、 $L_M = \beta L$ と示すことができる。両者の差は $L/P - L_M/P_M = L/P (1 - \beta/\alpha)$ である。ここで、 $1 - \beta/\alpha = 0$ であれば、結



婚を契機とした労働市場からの退出はないと考える。しかし、 $1-\beta/\alpha > 0$ であれば結婚による労働市場からの退出があることになる。そこで、結婚による労働市場からの退出によって生じた逸失所得の指標を以下で定義する。但し、 $w^e$ は期待賃金であり、59歳まで就業した場合を想定して以下のように算出される。

結婚による労働市場からの退出コスト

$$(\text{結婚の機会コスト}) : \left(1 - \frac{\beta}{\alpha}\right) \times w^e \quad (1)$$

## 2.2 出生に伴う労働市場退出による逸失所得の推計

有配偶女子労働力率を観察すると、1980年代中盤では25～29歳の層で低下し、30～34歳の層で上昇するという、いわゆるM字型カーブが観察された。1980年代後半以降になると、このM字型カーブは解消されたものの、20歳代から30歳代前半にかけての労働力率は、それ以降の年齢階層の労働力率に比べて低くなっている。しかしながら1980年代後半以後、20歳代前半の有配偶者自体が減少していることを考慮すると、出産・育児によって労働市場から退出する有配偶女性も多く、このことが若年層で低い労働力率をもたらしていると考えられる。そこで、出産・育児に関わる機会コストを、他の年齢層と比べて相対的に低くなっている労働力率が上昇した場合に得られたであろう所得と考えることとする（図4参照）。なお、一度労働市場から退出した女性が再び労働市場に戻る際、正規社員として雇用される機会が小さいことから、労働市場への再参入に関してはパートタイマーとして戻ることを仮定した。

いま、期待賃金を $w_{age}^e$ 、労働者のうちパートタイマーの比率を $p$ 、パートタイマーと正規就業者との賃金格差を $q$ とする。また、20～24歳の労働力率（ピーク水準）を $a$ 、25～29歳の労働力率を $b$ 、30～34歳の労働力率を $c$

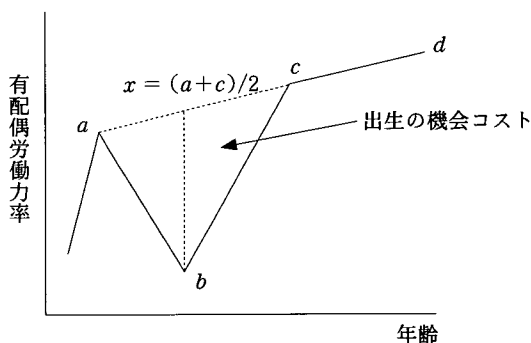


図4 機会コストの算出について

とし、 $a$  と  $c$  の平均値（M 字カーブが解消されたと仮定した場合に考えられる労働力率）を  $x$  とする。このとき、育児等による労働市場からの退出がない場合の期待される生涯所得  $S^e$  は

$$\begin{aligned} S^e = & w_{2024}^e \times a \times (1-p) + w_{2024}^e \times a \times q \times p \\ & + w_{2529}^e \times x \times (1-p) + w_{2529}^e \times x \times q \times p \\ & + w_{3034}^e \times c \times (1-p) + w_{3034}^e \times c \times q \times p + \cdots \end{aligned} \quad (2)$$

と計算される。一方、現実の生涯所得  $S^r$  は

$$\begin{aligned} S^r = & w_{2024}^e \times a \times (1-p) + w_{2024}^e \times a \times q \times p \\ & + w_{2529}^e \times b \times (1-p) + w_{2529}^e \times b \times q \times p \\ & + w_{3034}^e \times b \times (1-p) + w_{3034}^e \times (c-b+bp) \times q \\ & + w_{3539}^e \times b \times (1-p) + w_{3539}^e \times (d-b+bp) \times q + \cdots \end{aligned} \quad (3)$$

となる。以上から、出産・育児による労働市場退出による機会所得（出生の機会コスト）を

$$\text{機会コスト} = S^e - S^r \quad (4)$$

と定義する。

### 2.3 期待賃金の計算

女子正規就業者の期待賃金  $w_{age}^e$  は以下のように計算される。 $t$  年におけるクロスセクションでみた年齢 5 歳階級別（これを age で示す）賃金を  $w_t^{age}$  とする。但し、これはデフレータを用いて実質化された値である。現在、 $a$  歳の女子就業者は、（実質）期待賃金上昇率  $g$  と賃金カーブの傾き  $\delta$  に沿って将来の所得が得られると期待する。そこで、 $b$  歳における期待賃金は

$$w_{t+(b-a)}^b = w_t^a (1+g)^{b-a} (1+\delta)^{b-a}$$

となる。期待賃金を計算する対象を 22 歳からとして、22 歳から 59 歳までの期待賃金求めると、

$$w_{age}^e = \sum_{b=22}^{59} w_{t+(b-22)}^b \quad (5)$$

である。なお、期待賃金上昇率は  $t$  年の実績値が今後も続くと仮定した。

### 2.4 推計に用いたデータ

期待賃金の計算で用いた賃金データについては、厚生労働省「賃金構造基本調査（賃金センサス）」の産業計・企業規模計・学歴計で示される女子労働者の「きまって支給される現金給与額」および「年間賞与その他特別給与額」の年齢 5 歳階級別賃金を用いた。賃金上昇率はこの「きまって支給される現金給与額」の年齢計の値から計算した。デフレータは国民経済計算に沿った GDP デフレータを、また物価上昇率はこの GDP デフレータの上昇率を利用した。

機会コストの計算で利用したパートタイマーの賃金は、賃金センサスの女子パートタイマー平均時給額を用いており、女子年齢別労働力率、有配偶女

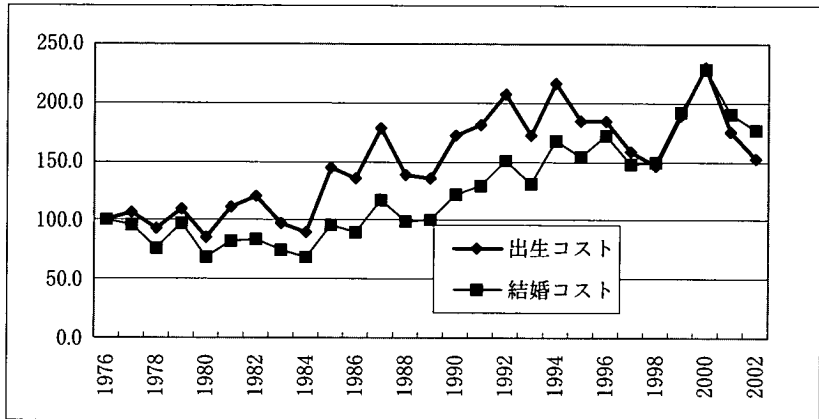
子労働力率、パートタイマー比率など労働供給に関わるデータは総務省「労働力調査」によった。

## 2.5 推計結果

以上の方法によって計算される2002年の時点における出生の機会コストを求めると、就業継続を行った場合の生涯所得は2億879万円、またパートタイマーで復帰した場合の生涯所得は1億969万円であり、したがって機会コストは9,910万円程度と推計される。また、2002年の時点における結婚の機会コストはおよそ2,247万円であった。

出生に関する機会コストに関しては、平成15年度の経済財政白書により分析が行われている。これによると、大卒女性の賃金カーブから推計した就業継続による生涯所得額はおよそ2億8,560万円であるのに対し、いったん28歳で退職し34歳で復帰した場合の生涯所得は2億82万円、またパートタイマーとして労働市場に復帰した場合の生涯所得は4,767万円であり、したがって、就業中断による機会コストは前者で8,478万円、後者では2億3,794万円になると試算されている。この推計方法では、28～34歳時には単純に労働市場から退出すると想定している。本研究の推計では、ある女性が特定の年齢で就業中断を行うのではなく、マクロでとらえた労働力率の変化をもとに計算しているものであり、また、大卒女性のみならず全学歴女性を対象としている点など、経済財政白書の分析とは比較の視点が異なることに注意されたい。

以下の分析では、上で計算された結婚および出生の機会コストを実質化して割引き、指数化（1976年度を100としている）した値を用いることとする。その推移を示したものが図5である。これをみると、各年毎の増減はあるものの、結婚および出生の機会コストとも趨勢的に上昇していることがわかる。



出所：筆者試算

図5 出生と結婚のコスト（1976年=100）

### 3. モデルの推定

本節では、モデルの各方程式を推定する際に用いた方法を説明するとともに、モデルの推定結果について紹介する<sup>(9)</sup>。

#### 3.1 エラー・コレクション・モデルの採用と共和分検定

多くの同時方程式モデルでは、各変数の定常性に関してあまり注意を向けないまま推定を行っているのが現実である。加藤（2002）などもその例外ではない。最小二乗法を適用するにしても<sup>(10)</sup>、定常ではない変数同士の回帰結果は、見せかけのものであることが疑われる。こうした点は、近年、時系列分析手法の進展とともに頻繁に指摘されるようになったことであり、モデルを構成する各方程式の推定にあたってこの点は十分注意する必要がある。とりわけ、本研究で扱っている変数の多くは、それらが非定常な過程にしたがっている可能性を否定できない<sup>(11)</sup>。見せかけの回帰を避けるためには、非

定常な変数の1階の階差をとり、定常な変数に置き換えてから推計を行う必要がある。一方、Engle and Granger (1987) は、非定常な変数どうしの回帰においてもこれが見せかけの回帰に陥らず、長期的関係を示す可能性を指摘した。共和分の概念がこれにあたる。

いま、 $x_t$  と  $y_t$  はトレンドを持つ変数であり<sup>(12)</sup>、その1階の階差をとると双方とも定常な過程になると仮定する。これを  $x_t$  と  $y_t$  は  $I(1)$  であると表記する。このとき  $x_t$  と  $y_t$  の一次結合  $\alpha_1 x_t + \alpha_2 y_t$  が定常である場合、 $x_t$  と  $y_t$  は共和分 (Cointegration) にあるといい、 $[\alpha_1, \alpha_2]$  を共和分ベクトルという。例えば、共和分ベクトルが  $[1, \beta]$  であり、 $x_t$  と  $y_t$  の関係が  $y_t = \beta x_t$  と表せるならば、この関係式が  $x_t$  と  $y_t$  の長期均衡関係を示していると解釈できる。この場合、 $x_t$  と  $y_t$  の関係はさらに

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t + \beta_2 (y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (6)$$

と書ける。(6)式をエラー・コレクション・モデル (誤差修正モデル = Error Correction Model: ECM) という。共和分のある変数同士はこのようなエラー・コレクション・モデルとして表現可能である。これをグランジャー表現定理 (Granger Representation Theorem) という。今回のモデルの推定にあたっては、このエラー・コレクション・モデルを原則として用いることとした<sup>(13)</sup>。

エラー・コレクション・モデルを利用するにしても、共和分の存在を事前に検証しておく必要がある。そのため、推定すべき方程式の変数群に対して事前にヨハンセンの共和分検定を行っている<sup>(14)</sup>。なお、方程式一覧において、共和分検定の結果についても示してある。結果として、出生率に関しては4つの関数すべてにおいて、また初婚率に関しては2つの関数において、共和分が存在しないとする帰無仮説を棄却した。なお、30～34歳、35～39歳の初婚率に関しては共和分検定の結果、帰無仮説が棄却できなかったため、階

差変数を利用して推定を行った。加えて、機会コストを内生変数としてとらえる場合には、これらを階差変数として出産と結婚の二変数で構成されるVARモデルによって推定を行った。

なお、非定常な変数、特にトレンドを有している変数では時間とともに分散不均一の事象がとらえられやすい。このこともまた推定する方程式の信頼性を失うひとつの要因となる。そこで、出生率などとの変数にトレンドを持つ可能性が存在するものについては自然対数をとってモデルを作成することとした。

最後に、各方程式の推定方法について述べておく。同時方程式モデルではその内生性バイアスが存在するため、最小二乗法での推定では一貫性を持つ推定値を得ることができない。そのため、操作変数法や三段階最小二乗法などのシステム推定が行われる<sup>(15)</sup>。しかしながら、一般的には推定される方程式の標準誤差は、操作変数法などの推定方法に比べ最小二乗法で得られたもののほうが小さくなる。本研究の目的は2020年までのシミュレーションであり、将来予測を行う場合には推計された方程式の標準誤差の大きさは重要となる。そこで、本モデルの推定にあたっては、内生性バイアスなどの問題は残るにせよ、シミュレーションの実施を第一に考え、最小二乗法を採用した。

### 3.2 モデルのパフォーマンス

本研究の推定式の推定期間は、方程式一覧にあるとおりであるが、概ね1970年代後半以降から2002年までのデータを用いている。各方程式の推定結果のパフォーマンスについてはまちまちであり、モデル全体として過去の出生、初婚動向をどこまで追跡できたかを確認するためにはファイナルテストを行う必要がある。ファイナルテストとは、モデルの推定式から得られる内生変数の動きを再現し、実際のデータとの乖離を調べるテストである。推

表1 最小二乗誤差率

出生率	
TFR	2.34%
20～24 歳	5.35%
25～29 歳	4.85%
30～34 歳	5.17%
35～39 歳	4.94%
初婚率	
20～24 歳	2.43%
25～29 歳	9.56%
30～34 歳	11.09%
35～39 歳	8.72%
機会コスト	
出 産	1.78%
結 婚	2.23%

注：1982～2002 年の結果

定された結果（モデルからの予測値）と実際のデータ（実績値）との乖離をみるには、一般に(7)式で与えられる最小二乗誤差率（平均平方誤差率）を用いる。但し、 $x$  は実績値、 $\hat{x}$  はモデルから計算される予測値、 $n$  はサンプル数を示している。

$$\text{最小二乗誤差率} = \left[ \sum_{i=1}^n \left( \frac{\hat{x} - x}{x} \right)^2 / n \right]^{1/2} \quad (7)$$

最小二乗誤差率の適切な範囲は、扱う対象にもよるが、概ね10%以下であればほぼモデルの選択に支障はないと考えられる

表1は、すべての方程式の推定期間が揃う1982～2002年にかけての、主要な内生変数に関する最小二乗誤差率をまとめたものである。また、図6はTFRの予測値と実績値を比較した結果である（TFR\_0が予測値である）。以上の結果から、モデルはほぼ実績値を追跡することができたと結論できよう。



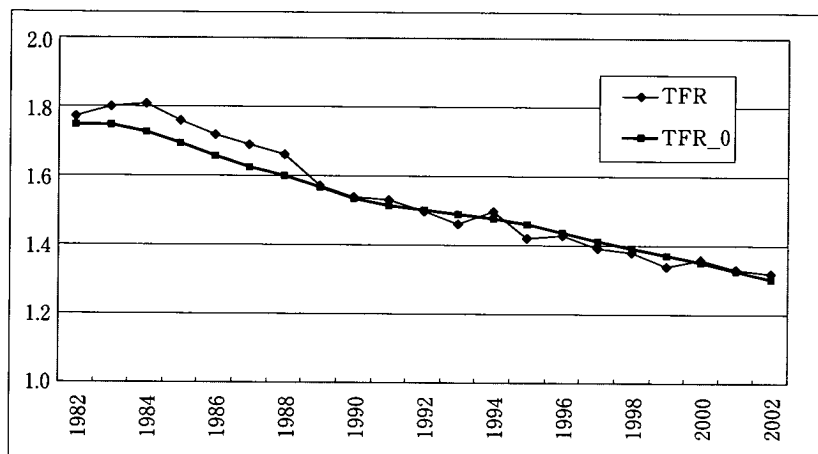


図6 ファイナルテスト (1982～2002年) の結果 (TFR)

#### 4. 将来シミュレーションの方法

以上で構築したモデルをもとに、TFRを中心に将来のシミュレーション予測を行う。最初にシミュレーションに関わる不確実性の存在と今回採用したモンテカルロ・シミュレーションの方法を紹介する。次いで、TFRの将来シミュレーションを行う際の外生変数等の設定とケース分けを示す。

##### 4.1 モデルの不確実性

モデルを構成する各方程式は、これを統計的な手法で推定していることから、方程式そのものの標準誤差などいくつかの不確実性を有している。通常の将来シミュレーションでは、この不確実性を無視して、あたかも決定論的な過程にあるかのように見立てて、将来予測値を計算することが多い。堀他(2003)ではこの点をわかりやすく整理しているが、それによれば将来シミュレーションに伴う不確実性の源泉として、①方程式の定式化に伴う不確実性、

②パラメータの推定値に伴う不確実性、③攪乱項に起因する不確実性、④外生変数の将来経路に伴う不確実性、がある。この点について、堀他（2003）を参考として、著者なりの見方を示しておきたい。

不確実性の源泉のうち、①は真の定式化が存在するとするならば、それ以外の定式化を選択したことに由来するものである。しかしながら、真の定式化を行うには、真として存在する理論が既知でなければならない。このことを実証分析において課すことはほとんど不可能に近い。現実には、モデル作成者がその判断の下で選んだ定式化が行われるのであり、以下の議論ではこのことには触れないこととする。④の不確実性は、外生変数そのものの将来経路が既知でないことによる。この点を敷衍すると内生変数と外生変数をどのように選択するかという問題に陥り、VARモデルを提唱したシムズの議論に行き着く。その反面、外生変数に対して一定のシナリオを描き、これによって内生変数がいかに反応するかという視点を重視するならば、外生変数自体を決定論的な経路で動くものと仮定することも、“実験”としては否定できないものであろう。以上の点から不確実性の源泉としての①と④の要因は除外して考えることとする。

不確実性の候補として残るのは②確率変数としてのパラメータのふるまい、③方程式の標準誤差のふるまい、の二点になる。推定されたパラメータは、真のパラメータの推計値でしかない。通常は、確率分布をもってこの推計値が評価されるが<sup>(16)</sup>、しかしモデルの予測値を計算する場合にはある一つの値を選択しなければならない。この選択は、上で述べた確率分布から得られる一つの確率変数として実現するが、実際には幅をもって解釈されなければならない。③の方程式の標準誤差は将来シミュレーションにおいてとりわけ大きな不確実性の要因となる。多くの将来シミュレーションでは攪乱項をゼロとおき、各方程式が確定的なふるまいを行うと仮定している。しかし、現実に出現する値は確率変数であり、確率分布の中から取り出されたひとつの値

にすぎない。将来シミュレーションではこの点を念頭に行うべきである。

#### 4.2 モンテカルロ・シミュレーションの方法

本研究の将来シミュレーションでは③の不確実性を重視し、将来予測値を確率変数として扱うこととする<sup>(17)</sup>。すなわち、方程式の攪乱項の実現値はゼロではなく、每期、正規分布に沿った確率変数として実現すると考える。具体的には、この確率変数は、平均をゼロ、分散は各方程式の残差から計算された標準偏差から得られるとして、将来の每期ごとに正規乱数を発生させ、モデルを解くことで将来の予測値を得るという方法を採用する<sup>(18)</sup>。

モデルには 16 本の構造方程式が含まれるが、すべての方程式について攪乱項に正規乱数を発生させるのではなく、20～39 歳までの年齢 5 歳階級別出生率、初婚率を求める 8 本の構造方程式にのみ不確実性を仮定する。もちろん、すべての構造方程式の攪乱項に乱数を発生させるのは容易であるが、将来生じる不確実性の源を結婚、出生に関するものに限定した方が解釈しやすいと考えたためである。

将来予測では 2003 年から 2020 年にかけての TFR について計算を行っている。実際の計算では、ある年の点推定値に対して、発生させる正規乱数の数（以下ではこの数を  $k$  とする）だけ幅をもった推定値が得られる。その推定値の分布は正規分布であるから、これから分布の平均値や 1 標準偏差の幅を持った区間推定値などを計算することができる。図 7 は、以下で示す BASE\_B というケースに基づく  $k = 100$  のシミュレーション結果をすべて表示したものである。2003 年以降が予測値であるが、ある経路は平均的な経路よりも高い TFR を示したのち再び平均的な経路に近づくものもあれば、ある経路は一貫して平均的な TFR の経路よりも低い経路をたどっている。每期ごとに正規乱数を発生させているため、必ずしも一定の傾向をもって推移しているのではないことに注意されたい。上で述べたように、ある年の予

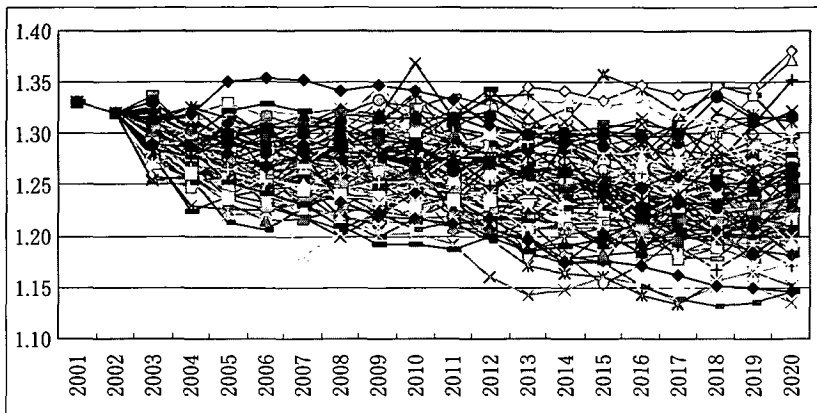


図7 TFRのモンテカルロ・シミュレーションの例 ( $k = 100$ )

測値が  $k = 100$  だけ得られるが、そのサンプルをもとに分布の平均や標準偏差を計算することになる。

#### 4.3 シミュレーションのケース分け

本研究では2003年から2020年までのTFRの将来推計を行う。これはすべてのデータが利用可能な年が2002年であり、また過去およそ20年間のデータを用いていることから予測期間も20年としたためである。

シミュレーションでは最初にベースとなるケースを設定する。これは出産・結婚のコストを含めて、過去20年間のトレンドがそのまま維持され则认为るケースである。モデルの外生変数は、今後の経済成長率 (GDPNG)、0～4歳人口一人あたり保育所定員数 (HOIKU)、大学等進学率 (UNIV) の三変数であり、ベースとなるケースでは経済成長率は今後1.0%、保育所定員数と大学等進学率は2002年の実績値を維持すると仮定した。以上のケースをベースライン (BASE) と名付ける。

その一方、最近では少子化対策プラスワンや次世代育成支援対策推進法など少子化対策が実施され、これらは出産の機会コストを低下させる方向に働

く。こうした動きもまた社会のトレンドであるとみなせば、今後機会コストの上昇が抑えられるケースもまたベースラインと考えることができよう。そのため、機会コストは過去のトレンドの上昇率の半分で上昇するというケースを想定し、これをベースライン B (BASE\_B) とした<sup>(19)</sup>。

以上に加え、以下の7つのシミュレーションケースを設定した。

- ・シミュレーション1：機会コストが一定かもしくは低下するケース

①機会コストが2002年の水準を維持するケース：CASE\_1A

②機会コストが2002年に比べ2020年で5%低下するケース：CASE\_1B

③機会コストが2002年に比べ2020年で10%低下するケース：CASE\_1C

- ・シミュレーション2：ベースラインより高い経済成長率を仮定するケース

④経済成長率が2010年以降5%になり、機会コストはBASEと同じケース：CASE\_2A

⑤経済成長率が2010年以降5%になり、機会コストはBASE\_Bと同じケース：CASE\_2B

- ・シミュレーション3：シミュレーション1と2を組み合わせたケース

⑥機会コストの仮定はCASE\_1Aでかつ高い経済成長率を仮定するケース：CASE\_3A

⑦機会コストの仮定はCASE\_1Bでかつ高い経済成長率を仮定するケース：CASE\_3B

経済成長率の仮定についてはやや非現実的と考えられる水準を設定したが、これは経済成長率で代表される出生率に及ぼす所得効果と、機会コストで表される価格効果の影響を明確化させて比較するためである。以上で合計9つのシミュレーションを行うが、すべて $k = 1000$ とし、また併せて点推定値についても計算を行った<sup>(20)</sup>。

## 5. 将来シミュレーションの結果

### 5.1 ベースラインの結果

最初にベースラインの結果を整理しておく。BASE シナリオに基づく将来の TFR の予測値をみると、点推定値（以下の図では TFR\_0 と表示している）では、足下の 2003 年が 1.30 で実績値の 1.29 とほぼ同水準となっている。2010 年の TFR は 1.23、また 2020 年では 1.15 となった。一方、モンテカルロ・シミュレーションによる平均値（以下の図では TFR\_P と表示している）をみると、2003 年は 1.30、2010 年 1.23、また 2020 年では 1.16 であった。また、BASE\_B シナリオに基づく結果では、点推定値が 2003 年 1.30、2010 年 1.26、2020 年では 1.23 であり、分布の平均値も 2003 年 1.30、2010 年 1.26、2020 年では 1.23 と同じ水準であった。

図 8-A は BASE シナリオに基づく結果を示したものである。図中の upper ラインは 1 標準偏差の幅を持った区間推定値の上限であり、lower ラインは同じく区間推定値の下限である。2020 年の TFR の平均値は 1.16 であったが、1 標準偏差だけの区間を想定した区間推定値は [1.11, 1.21] であった。同様に、BASE\_B シナリオの結果が図 8-B である。2020 年の平均値 1.23 に対して、1 標準偏差区間の幅を持つ区間推定値は [1.19, 1.28] となった。

### 5.2 シミュレーションケースの結果

7つのシナリオに基づくシミュレーションケースの結果が図 9-A～図 11-B までである（CASE\_1C を除く）。以下では、モンテカルロ・シミュレーションに基づく TFR 予測値の分布の平均値をもとに簡単に結果を紹介する<sup>(21)</sup>。

CASE\_1A では 2010 年の TFR は 1.30、2020 年が 1.32 であった。このこ

# 確率的手法に基づく出生率の将来推計

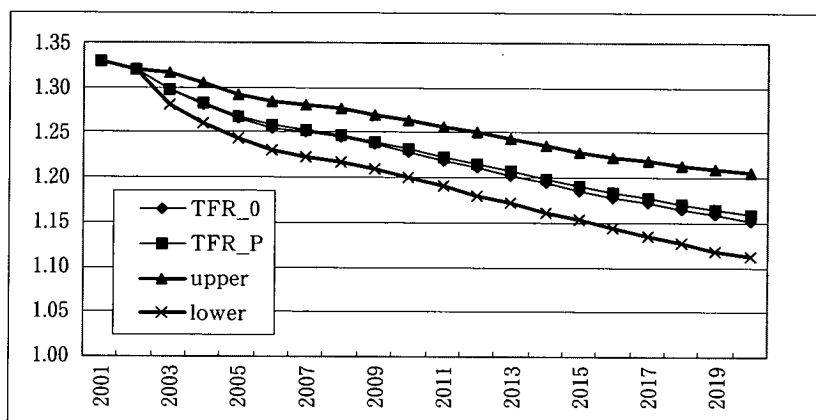
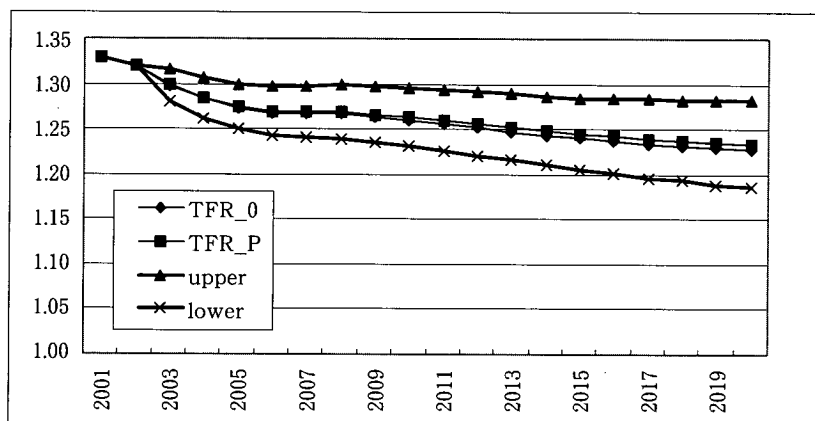


図 8-A TFR の将来推計（機会コストはトレンドで上昇）



注：TFR\_0 は 2020 年までの点推定値

TFR\_P は 1000 回のモンテカルロ・シミュレーションの結果による平均値

upper と lower の範囲は平均から 1 標準偏差ずつ離れた範囲

図 8-B TFR の将来推計（機会コストの上昇は抑制）

とから、機会コストの上昇を抑制するだけで将来にわたって現在とほぼ同水準の TFR を維持することが可能である。2020 年の区間推定値は [1.27, 1.37] であった。機会コストを 2002 年の水準に比べ 5% だけ低下させたケースである CASE\_1B では 2010 年の TFR は 1.30 と CASE\_1A と変わらない

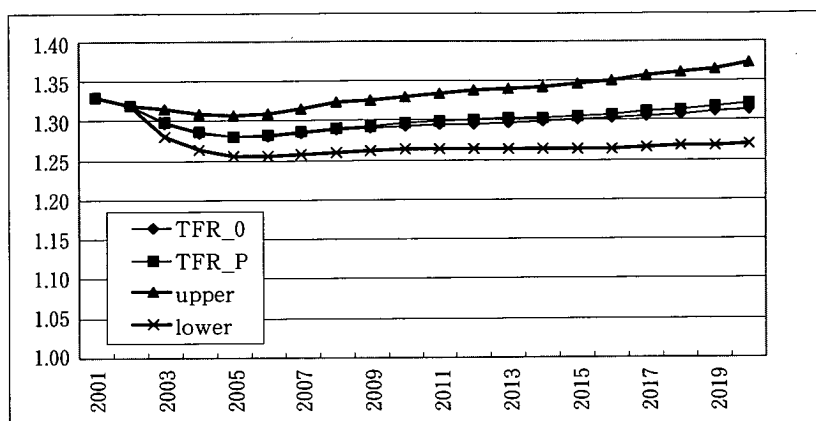
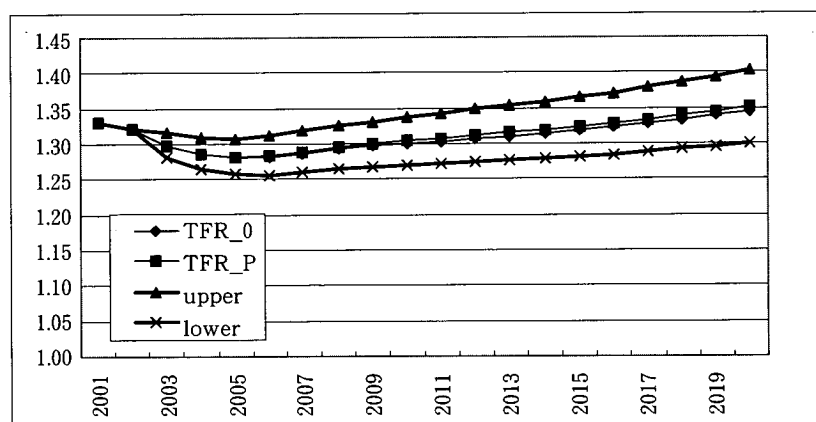


図9-A TFRの将来推計 (CASE\_1A: 機会コスト一定)



注: TFR\_0は2020年までの点推定値  
 TFR\_Pは1000回のモンテカルロ・シミュレーションの結果による平均値  
 upperとlowerの範囲は平均から1標準偏差ずつ離れた範囲

図9-B TFRの将来推計 (CASE\_1B: 機会コスト5%低下)

が、2020年では1.35にまで回復し、区間推定値も[1.30, 1.40]となった。さらに機会コストを低下させたCASE\_1Cでは2010年は1.31、2020年では1.39にまで回復するという結果になった。次に高い経済成長率を仮定したCASE\_2Aでは2010年1.23、2020年1.18であった。これはBASEシナリ



確率的手法に基づく出生率の将来推計

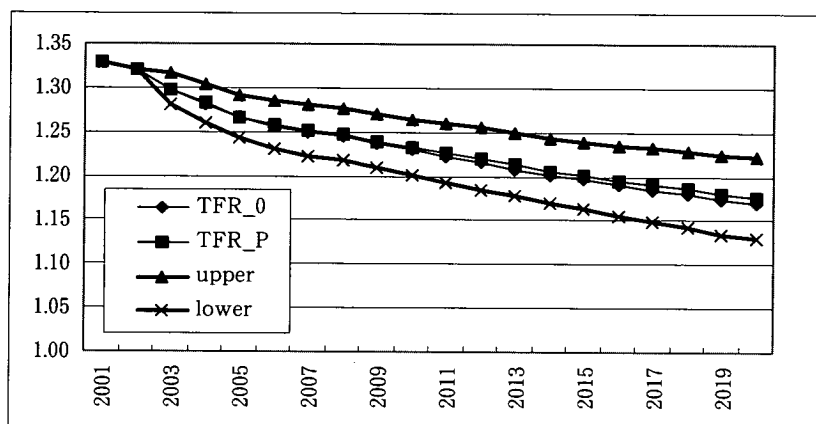
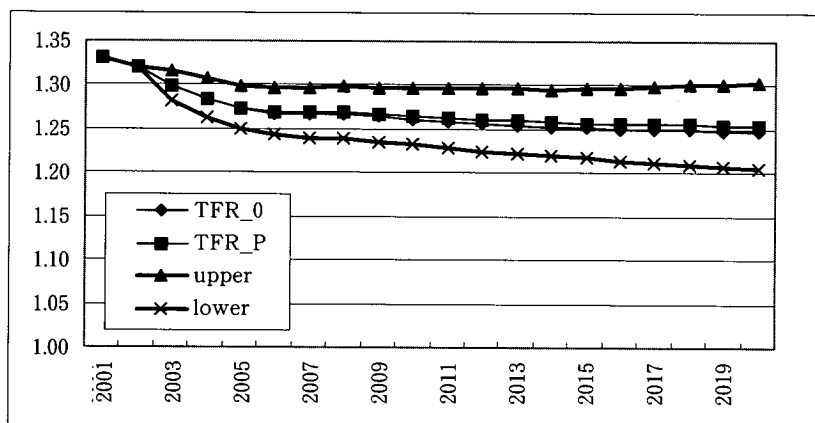


図 10-A TFR の将来推計 (CASE\_2A: 経済成長率上昇)



注: TFR\_0 は 2020 年までの点推定値

TFR\_P は 1000 回のモンテカルロ・シミュレーションの結果による平均値

upper と lower の範囲は平均から 1 標準偏差ずつ離れた範囲

図 10-B TFR の将来推計 (CASE\_2B: 機会コスト上昇抑制+経済成長)

オと比べて経済成長率のみが異なるものであり、いわば所得効果を示したものである。BASE シナリオと比べても 2020 年で 0.02 ポイントしか高まっていないことから、CASE\_1 でみた機会コスト低下による価格効果に比べ、所得効果の出生率への影響の程度は小さいとみることができよう。CASE\_

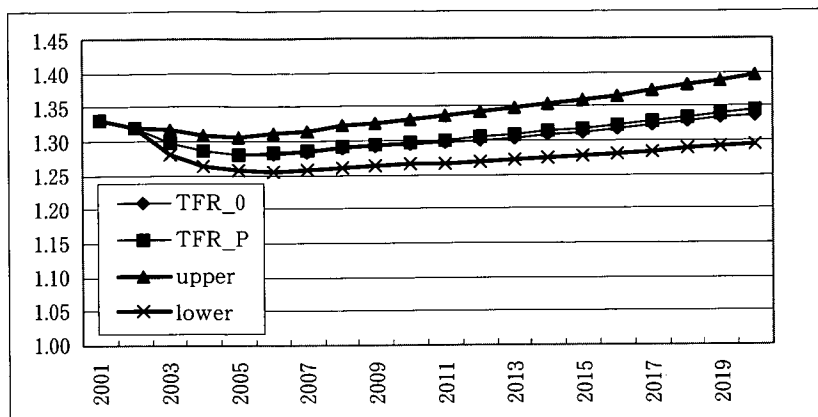
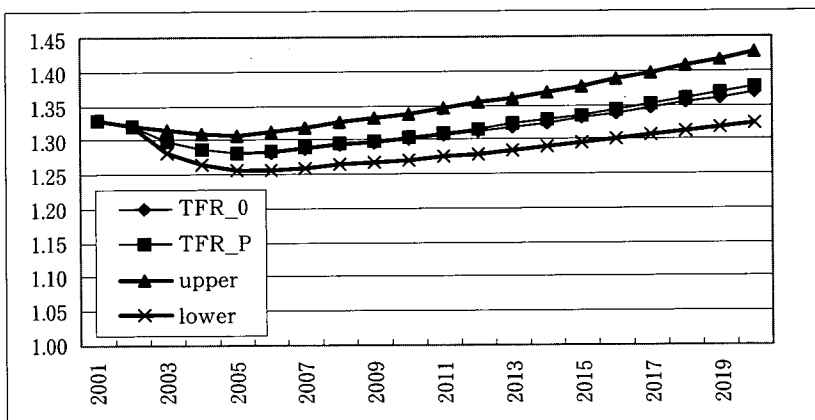


図 11-A TFR の将来推計 (CASE\_3A: 機会コストは一定+経済成長)



注: TFR\_0 は 2020 年までの点推定値

TFR\_P は 1000 回のモンテカルロ・シミュレーションの結果による平均値

upper と lower の範囲は平均から 1 標準偏差ずつ離れた範囲

図 11-B TFR の将来推計 (CASE\_3B: 機会コストは 5% 低下+経済成長)

2A の 2020 年における区間推定値は [1.13, 1.22] であった。また, CASE\_2B では 2010 年が 1.26, 2020 年では 1.25 であった。2020 年の平均値は BASE\_B シナリオの 1.23 と比べても同じく 0.02 ポイントだけ高い水準であった。なお, 2020 年の区間推定値は [1.21, 1.30] である。

確率的手法に基づく出生率の将来推計

機会コストの水準が維持され、これと高い経済成長率を組み合わせた CASE\_3A では 2010 年で 1.30、2020 年では 1.35 にまで上昇する。2020 年の区間推定値は [1.29, 1.40] であった。さらに、機会コストを 5%削減し、かつ高い経済成長率を仮定する CASE\_3B では TFR の 2010 年の水準は 1.31、2020 年では 1.38 となり、2020 年の区間推定値は [1.32, 1.43] となった。

以上の 9 つのケースについて、2020 年までの各年における、TFR の分布の平均値を整理したものが表 2 である。

表 2 TFR の将来推計の結果(モンテカルロ・シミュレーションの平均値,  $k = 1000$ )

	ベースライン予測 ベースライン		シミュレーション 1 機会コストの低下			シミュレーション 2 経済成長		シミュレーション 3 機会コストの低下 + 経済成長	
	BASE	BASE_B	CASE_1A	CASE_1B	CASE_1C	CASE_2A	CASE_2B	CASE_3A	CASE_3B
機会コスト の仮定	トレンド	トレンドの 1/2	コスト 一定	コスト 5%減	コスト 10%減	トレンド	トレンドの 1/2	コスト 一定	コスト 5%減
GDP 成長率 の仮定	ベース	ベース	ベース	ベース	ベース	上昇	上昇	上昇	上昇
2001	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33
2002	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32
2003	1.30	1.30	1.30	1.30	1.30	1.30	1.30	1.30	1.30
2004	1.28	1.28	1.29	1.29	1.29	1.28	1.28	1.29	1.29
2005	1.27	1.27	1.28	1.28	1.28	1.27	1.27	1.28	1.28
2006	1.26	1.27	1.28	1.28	1.29	1.26	1.27	1.28	1.28
2007	1.25	1.27	1.29	1.29	1.29	1.25	1.27	1.29	1.29
2008	1.25	1.27	1.29	1.30	1.30	1.25	1.27	1.29	1.30
2009	1.24	1.27	1.29	1.30	1.30	1.24	1.27	1.29	1.30
2010	1.23	1.26	1.30	1.30	1.31	1.23	1.26	1.30	1.31
2011	1.22	1.26	1.30	1.31	1.32	1.23	1.26	1.30	1.31
2012	1.22	1.26	1.30	1.31	1.32	1.22	1.26	1.31	1.32
2013	1.21	1.25	1.30	1.32	1.33	1.21	1.26	1.31	1.32
2014	1.20	1.25	1.30	1.32	1.34	1.21	1.26	1.31	1.33
2015	1.19	1.25	1.31	1.32	1.34	1.20	1.26	1.32	1.34
2016	1.18	1.24	1.31	1.33	1.35	1.20	1.26	1.32	1.34
2017	1.18	1.24	1.31	1.33	1.36	1.19	1.26	1.33	1.35
2018	1.17	1.24	1.31	1.34	1.37	1.19	1.26	1.33	1.36
2019	1.16	1.23	1.32	1.34	1.38	1.18	1.25	1.34	1.37
2020	1.16	1.23	1.32	1.35	1.39	1.18	1.25	1.35	1.38

### 5.3 シミュレーション結果の評価

シミュレーションによって得られた TFR の水準に関して、これを社人研 (2002) における設定値と比較しておこう。社人研 (2002) では 2020 年の TFR を中位推計では 1.38、低位推計では 1.11 と設定している。本稿のシミュレーションとあわせて考えると、中位推計の 1.38 は概ね現状よりも機会コストが 10% 程度低下するケース (CASE\_1C) か、もしくは 5% 程度低下するとともに高い経済成長が実現するケース (CASE\_3B) に相当する。少子化対策として行われている諸施策が効果を持ち、就業と出産・育児の両立をより容易にするのであれば、中位推計のシナリオは十分実現可能な範囲であると考えることができる。

一方、低位推計の 1.11 は、現状の機会コストの改善を行わず、趨勢に任せた結果であるとみなせる。これはシミュレーションではほぼベースケースに相当する。このことから、少子化対策を行わない、もしくは少子化対策がまったく無効な場合の結果であると考えられる。このように見ると、少子化対策は、これを効率的かつ有効に行うことで、低位推計のシナリオで推移する TFR の経路を中位推計のシナリオの経路に引き上げる効果を内在すると解釈することができよう。本稿のシミュレーションによって、この点が明らかされたことになる。

## おわりに

本研究は、結婚と出生に関する同時方程式モデルを構築し、2020 年までの TFR に関する将来予測を行ったものである。本研究が過去の類似的な研究と比べてオリジナルな点は、①モデルを構成する方程式の定常性を考慮し、かつエラー・コレクション・モデルを採用したこと、②女性の就業と育児の

両立が困難なことから生じる子どもの機会コストを推計し、出生率を決定する価格効果として取り入れたこと、③将来予測に関して方程式の不確実性を考慮し、モンテカルロ・シミュレーションを行ったことである。

TFR に関する将来予測を整理すると、機会コストなどの変数が過去の傾向を伴って推移した場合、2020 年では予測値の分布の平均値が 1.16 になる一方、少子化対策の効果などによって機会コストの上昇幅が抑制されれば 2020 年の TFR は 1.23 程度に留まる。一方、機会コストが今後抑制され、現在よりも 10%低下する場合には、TFR は 1.39 程度まで改善することになる。シミュレーションでは、機会コストが低下するケースに加え、経済成長率が高まるケースなどを検討したが、価格効果として捉えられる機会コストの低下が、TFR 回復の鍵を握ることは明らかである。

以上から、政策的含意を整理するとすれば、少子化対策を進めるにあたって、女性の就業継続を可能とするような政策が不可欠であるという点であろう。もちろん、就業継続を図るだけでは限界があるものの、少なくとも現状レベルあるいはそれ以上の水準にまで合計特殊出生率を下支えする効果はあると考えられる。

本研究のような時系列データをもとに同時方程式モデルを作成する研究では、将来予測にあたって点推定を行うことが簡単であり、かつわかりやすい結果をもたらした。しかしながら、将来は不確実な要因の集積であり、単純な点推定値ではミスリードを招く危険もあろう。その意味では、こうした確率シミュレーションを利用した計算が主流になっていくのではないかと考える。今後は、今回のモデルの定式化を再検討するとともに、モデルの構成等を再考していきたいと考える。

## 謝 辞

本稿を作成するにあたり、高橋重郷氏をはじめ国立社会保障・人口問題研

究所の研究員各氏からは多くの有益な示唆・コメントを頂いた。また、日本人口学会第57回大会において報告した初期草稿について、山口三十四氏（神戸大学）他多くの方々からコメントを頂いた。ここに記して感謝申し上げたい。なお、本稿にありうべき誤り等についてはもちろんすべて筆者の責任である。

《注》

- (1) 社会学からのアプローチについては阿藤（1997, 2000）などを参照されたい。
- (2) 加藤（2001）、伊達・清水谷（2004）、加藤（2004(a)）などがある。
- (3) 鈴木他（2003）、臼杵他（2003）など参照。
- (4) 本稿は加藤（2004）を加筆・修正するとともに、いくつかのシミュレーションを追加したものである。また、モデルの方程式一覧などの全体像は本稿で初めて公表するものである。
- (5) この点のわかりやすい分析については安蔵（2005）などを参照されたい。
- (6) 廣島（2001）、金子（2004）などである。
- (7) 初婚行動に関するモデル化については加藤（2001）で詳細に検討がなされている。
- (8) 一部の変数はVARモデルにより推定が行われている。そのため、同時方程式モデルから見ればこれらも外生変数となるが、その場合には内生変数が41、外生変数が7となる。また、方程式には単純な変数変換の式が10本含まれており、これらを除外すると内生変数は31になる。なお、（VARモデルを除く）構造方程式は16本である。
- (9) モデルの推定、シミュレーションはすべてE-viewsを利用した。
- (10) 同時方程式モデルの推定にOLSを用いること自体については以下で議論している。
- (11) これらの点についてはKato（1997）を参照されたい。
- (12) ベクトルであっても以下の議論は変わらない。
- (13) 出生の実現と所得要因、価格要因との間に時間差があるため、実際の推定では階差項に対して1期ラグを用いた。
- (14) Johansen（1988）などを参照。なお、時系列分析に関するこのような議論はHamilton（1994）などに詳しい。
- (15) 加藤（2003）では三段階最小二乗法を用いた。

- (16)  $t$  検定などがその代表例である。
- (17) ②の不確実性を考慮することも可能であるが、結果の解釈が困難になるため  
③の要因のみを取り扱うこととした。
- (18) シミュレーションに関するプログラムを付録 2 に掲載してある。
- (19) そのため、機会コストに関する VAR システムをモデルから外し、機会コストを外生変数として扱った。
- (20) 以下でみるように、点推定値と分布の平均値は ( $k = 1000$  程度では) 必ずしも一致しない。
- (21) なお、いずれのケースにおいても 2003 年の分布の予測値は 1.30 であった。

### 参考文献

- 阿藤 誠「日本の超少産化現象と価値観変動仮説」, 人口問題研究, 第 53 巻 1 号, 1997 年。
- 阿藤 誠『現代人口学』, 日本評論社, 2000 年。
- 安藏伸治「未婚化, 晩婚化, 非婚化の実証分析」, ESTRELA, 2005 年 5 月号 (No. 134)。
- 白杵政治・北村智紀・中嶋邦夫, 「厚生年金財政の予測とリスクの分析」, ニッセイ基礎研究所所報, Vol. 29, 2003 年。
- 加藤久和「出生, 結婚及び労働市場の計量分析」, 『人口問題研究』第 56 巻第 1 号, pp. 38-60, 2000 年。
- 加藤久和『人口経済学入門』, 日本評論社, 2001 年。
- 加藤久和「結婚・出生の将来予測」, 『人口問題研究』第 58 巻第 4 号, pp. 22-46, 2002 年。
- 加藤久和「少子化対策の効果に関するシミュレーション分析」, 『少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究』, 厚生科学研究政策科学推進研究事業報告書, 2003 年。
- 加藤久和「少子化の経済人口学」, 大淵寛・高橋重郷編『少子化の人口学』, 原書房, 2004 年(a)
- 加藤久和「出生・結婚の同時方程式モデルとモンテカルロ・シミュレーション」, 『少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究』, 厚生科学研究政策科学推進研究事業報告書, 2004 年(b)
- 金子隆一「少子化の人口学的メカニズム」, 大淵寛・高橋重郷編『少子化の人口学』, 原書房, 2004 年。
- 国立社会保障・人口問題研究所『日本の将来推計人口』(平成 9 年 1 月推計), 1997 年。

国立社会保障・人口問題研究所『人口統計資料集』, 各年版。

鈴木 亘・湯田道生・川崎一泰, 「人口予測の不確実性と年金財政」, 会計検査研究, No. 28, 2003 年。

高橋重郷編「少子化の見通しに関する社会経済モデル」, 『少子化に関する家族・労働政策の影響と少子化の見通しに関する研究』, 厚生科学研究政策科学推進研究事業報告書, 2000 年。

伊達雄高・清水谷諭, 「日本の出生率低下の要因分析: 実証研究と政策的含意の検討」, 内閣府ディスカッションペーパーシリーズ, No. 94, 2004 年。

内閣府『経済財政白書』平成 15 年版, 2003 年。

廣島清志「近年の合計出生率低下の要因分解: 夫婦出生率低下は寄与していないか?」, 『人口学研究』, 第 26 号, pp. 1-20, 2000 年。

堀 雅博・田邊智之・山根 誠・井原剛志, 「短期日本経済マクロ計量モデル(2001 年暫定版) の構造と乗数分析」, 内閣府ディスカッションペーパーシリーズ, No. 6, 2001 年。

堀 雅博・田邊智之・山根 誠, 「マクロ計量モデルにおける乗数推定値の精度—確率的シミュレーションによる評価—」, 内閣府ディスカッションペーパーシリーズ, No. 52, 2003 年。

Engle, R. F., and C. W. Granger. (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, Vol. 55.

Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12.

Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.

Kato, H. (1997), "Time Series Analysis of Fertility Change in Postwar Japan," 人口学研究第 20 号。



確率的手法に基づく出生率の将来推計

付録 モデル方程式一覧

モデルの各変数の頭に付されている D, LN は、それぞれ 1 階の階差変数, 自然対数への変換を示している。

結婚

$$\begin{aligned} \text{DLNMR2024} = & -0.0554 - 0.0460 \times (\text{LNMR2024}(-1) + 0.6422 \times \text{LNUNIV}(-1) \\ & (-4.860) (-0.784) \\ & + 0.4122 \times \text{LNOPMCOST}(-1) - 10.149) - 0.0448 \\ & (-0.200) \\ & \times \text{DLNMR2024}(-1) + 0.7020 \times \text{DLNUNIV}(-1) + 0.0589 \\ & (3.019) (2.137) \\ & \times \text{DLNOPMCOST}(-1) \end{aligned}$$

adjR<sup>2</sup>: 0.383, SSR: 0.011, S.E.: 0.024, AIC: -4.133, SBIC: -3.838, 1979-2002  
共和分検定 H<sub>0</sub>: None Trace=40.96\*\* Max Eigen.=27.34\*\* lag=1

$$\begin{aligned} \text{DLNMR2529} = & 0.0187 - 0.0469 \times (\text{LNMR2529}(-1) - 0.4245 \times \text{PWAGEF}(-1) \\ & (3.171) (-5.222) \\ & - 0.1632 \times \text{URM2529}(-1) - 2.1641) - 0.3234 \times \text{DLNMR2529}(-1) \\ & (-1.741) \\ & - 0.0018 \times \text{DPWAGEF}(-1) - 0.0190 \times \text{DURM2529}(-1) \\ & (-0.439) (-1.209) \end{aligned}$$

adjR<sup>2</sup>: 0.621, SSR: 0.009, S.E.: 0.022, AIC: -4.480, SBIC: -4.234, 1979-2002  
共和分検定 H<sub>0</sub>: None Trace=45.49\*\* Max Eigen.=30.41\*\* lag=1

$$\begin{aligned} \text{DLNMR3034} = & 0.0375 - 0.0098 \times \text{DPWAGEF} + 0.0023 \times \text{DURF3034} + 0.2396 \\ & (2.618) (-1.284) (0.118) (1.035) \\ & \times \text{DLNMR3034}(-1) + 0.0006 \times \text{DPWAGEF}(-1) - 0.0274 \\ & (0.087) (-1.355) \\ & \times \text{DURF3034}(-1) \end{aligned}$$

R<sup>2</sup>: 0.186, SSR: 0.021, S.E.: 0.034, 1979-2002

$$\begin{aligned} \text{DLNMR3539} = & 0.0347 - 0.0182 \times \text{DPWAGEF} - 0.0339 \times \text{DURF3539} + 0.2497 \\ & (2.464) (-1.900) (-1.056) (1.062) \\ & \times \text{DLNMR3539}(-1) + 0.0027 \times \text{DPWAGEF}(-1) + 0.02800 \\ & (0.338) (0.928) \end{aligned}$$

$$\times \text{DURF3539}(-1)$$

$$R^2 : 0.213, \text{ SSR} : 0.033, \text{ S.E.} : 0.043, 1979-2002$$

$$\text{LNMR2024} = \text{LNMR2024}(-1) + \text{DLNMR2024}$$

$$\text{LNMR2529} = \text{LNMR2529}(-1) + \text{DLNMR2529}$$

$$\text{LNMR3034} = \text{LNMR3034}(-1) + \text{DLNMR3034}$$

$$\text{LNMR3539} = \text{LNMR3539}(-1) + \text{DLNMR3539}$$

$$\text{MR2024} = \exp(\text{LNMR2024})$$

$$\text{MR2529} = \exp(\text{LNMR2529})$$

$$\text{MRr3034} = \exp(\text{LNMR3034})$$

$$\text{MR3539} = \exp(\text{LNMR3539})$$

## 出生

$$\begin{aligned} \text{DLNBR2024} = & -0.0094 - 0.1505 \times (\text{LNBR2024}(-1) + 0.8007 \times \text{LNOPCOST}(-1) \\ & (-0.906) \quad (-2.191) \\ & -0.0166 \times \text{PWAGE}(-1) - 11.732 + 0.2045 \times \text{DLNBR2024}(-1) \\ & \quad \quad \quad (1.077) \\ & + 0.0846 \times \text{DLNOPCOST}(-1) - 0.0044 \times \text{DPWAGE}(-1) + 0.5850 \\ & (2.257) \quad \quad \quad (-0.740) \quad \quad \quad (2.283) \\ & \times \text{DLNMR2024}(-1) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{adj}R^2 : 0.312, \text{ SSR} : 0.014, \text{ S.E.} : 0.028, \text{ AIC} : -4.133, \text{ SBIC} : -3.838, 1979-2002 \\ \text{共和分検定 } H_0 : \text{None} \quad \text{Trace} = 30.16^{**} \quad \text{Max Eigen.} = 17.07 \quad \text{lag} = 1 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{DLNBR2529} = & -0.0365 - 0.0584 \times (\text{LNBR2529}(-1) + 1.344 \times \text{LNOPCOST}(-1) \\ & (-4.302) \quad (-2.419) \\ & -0.0323 \times \text{PWAGE}(-1) - 17.999 - 0.1351 \times \text{DLNBR2529}(-1) \\ & \quad \quad \quad (-0.646) \\ & + 0.0427 \times \text{DLNOPCOST}(-1) - 0.0052 \times \text{DPWAGE}(-1) + 0.1353 \end{aligned}$$

確率的手法に基づく出生率の将来推計

(1.447) (−1.122) (0.811)

×DLNMR2529(−1)

adjR<sup>2</sup> : 0.228, SSR : 0.010, S.E. : 0.023, AIC : −4.483, SBIC : −4.189, 1979–2002

共和分検定  $H_0$  : None Trace=25.77 Max Eigen.=18.50 lag=1

DLNBR3034 = 0.0135 − 0.3986 × (LNBR3034(−1) − 0.0507 × LNMR3034(−1)

(1.025) (−2.991)

+ 0.0563 × URM3034(−1) − 0.5617 × LNHOIKU(−1) − 3.8666 )

+ 0.04112 × DLNBR3034(−1) + 0.0856 × DLNMR3034(−1)

(0.214)

(0.441)

+ 0.003 × DURM3034(−1) − 0.4690 × DLNHOIKU(−1)

(0.120)

(−1.626)

adjR<sup>2</sup> : 0.166, SSR : 0.014, S.E. : 0.028, AIC : −4.123, SBIC : −3.829, 1979–2002

共和分検定  $H_0$  : None Trace=79.02\*\* Max Eigen.=39.14\*\* lag=1

DLNBR3539 = 0.0427 − 0.4427 × (LNBR3539(−1) − 0.6529 × LNMR3539(−1)

(2.75) (−3.72)

+ 0.0684 × URM3539(−1) − 0.7448 × LNHOIKU(−1) − 1.6756)

+ 0.2269 × DLNBR3539(−1) − 0.0774 × DLNMR3539(−1)

(1.19)

(−0.455)

+ 0.0004 × DURM3539(−1) − 0.4957 × DLNHOIKU(−1)

(0.015)

(−1.606)

adjR<sup>2</sup> : 0.408, SSR : 0.017, S.E. : 0.031, AIC : −3.920, SBIC : −3.625, 1979–2002

共和分検定  $H_0$  : None Trace=55.87\*\* Max Eigen.=36.73\*\* lag=1

LNBR2024 = LNBR2024(−1) + DLNBR2024

LNBR2529 = LNBR2529(−1) + DLNBR2529

LNBR3034 = LNBR3034(−1) + DLNBR3034

LNBR3539 = LNBR3539(−1) + DLNBR3539

BR2024 = exp(LNBR2024)

$$BR2529 = \exp(LNBR2529)$$

$$BR3034 = \exp(LNBR3034)$$

$$BR3539 = \exp(LNBR3539)$$

$$TFR = 0.0659 + 0.00491 \times (BR2024 + BR2529 + BR3034 + BR3539)$$

(3.29) (76.28)

adjR<sup>2</sup> : 0.996, SSR : 0.003, S.E. : 0.012, 1977-2002

### 出生と結婚コストの VAR 方程式

$$DLNOPCOST = 0.8089 \times DLNOPCOST(-1) - 0.4416 \times DLNOPCOST(-2)$$

(1.223)

(-0.679)

$$- 1.5369 \times DLNOPMCOST(-1) + 0.0764$$

(-1.951)

(0.102)

$$\times DLNOPMCOST(-2) + 0.0645$$

(1.392)

adjR<sup>2</sup> : 0.157, SSR : 0.673, S.E. : 0.193, AIC : -0.259, SBIC : -0.012, 1980-2002

$$DLNOPMCOST = 0.5700 \times DLNOPCOST(-1) - 0.5218 \times DLNOPCOST(-2)$$

(0.993)

(-0.924)

$$- 1.1147 \times DLNOPMCOST(-1) + 0.4102 \times DLNOPMCOST(-2)$$

(-1.630)

(0.632)

$$+ 0.0562$$

(1.397)

adjR<sup>2</sup> : 0.132, SSR : 0.507, S.E. : 0.168, AIC : -0.543, SBIC : -0.296, 1980-2002

$$LNOPCOST = LNOPCOST(-1) + DLNOPCOST$$

$$LNOPMCOST = LNOPMCOST(-1) + DLNOPMCOST$$

### 賃金

$$PWAGE = 0.1922 + 37.89 \times GDPNG(-1) + 20.50 \times GDPNG(-2)$$

(0.618) (3.952)

(2.123)

adjR<sup>2</sup> : 0.828, SSR : 16.822, S.E. : 0.895, 1979-2002

確率的手法に基づく出生率の将来推計

$$\text{PWAGEF} = 1.0846 + 27.738 \times \text{GDPNG}(-1) + 21.34 \times \text{GDPNG}(-2)$$

(4.069) (3.372) (2.577)

$$\text{adjR}^2 : 0.821, \text{ SSR} : 12.381, \text{ S.E.} : 0.768, 1979-2002$$

$$\text{DPWAGE} = \text{PWAGE} - \text{PWAGE}(-1)$$

$$\text{DPWAGEF} = \text{PWAGEF} - \text{PWAGEF}(-1)$$

失業率

$$\text{DURF3034} = 0.1604 - 0.1339 \times \text{DPWAGEF} + 0.01528 \times \text{DPWAGEF}(-1)$$

(1.871) (-1.682) (0.228)

$$\text{adjR}^2 : 0.038, \text{ SSR} : 3.167, \text{ S.E.} : 0.388, 1979-2002$$

$$\text{DURF3539} = 0.1059 - 0.1021 \times \text{DPWAGEF}$$

(1.625) (-1.909)

$$\text{adjR}^2 : 0.099, \text{ SSR} : 2.211, \text{ S.E.} : 0.310, 1978-2002$$

$$\text{DURM2529} = 0.1014 + 0.3997 \times \text{DURM2529}(-1) - 0.1194 \times \text{DPWAGE} + 0.0664$$

(1.423) (1.979) (-1.995) (1.128)

$$\times \text{DPWAGE}(-1)$$

$$\text{adjR}^2 : 0.225, \text{ SSR} : 1.805, \text{ S.E.} : 0.300, 1979-2002$$

$$\text{DURM3034} = 0.1228 - 0.0445 \times \text{DPWAGE} + 0.0038 \times \text{DPWAGE}(-1)$$

(2.188) (-0.901) (0.081)

$$\text{adjR}^2 : 0.038, \text{ SSR} : 1.326, \text{ S.E.} : 0.251, 1979-2002$$

$$\text{DURM3539} = 0.0726 - 0.0877 \times \text{DPWAGE} + 0.0043 \times \text{DPWAGE}(-1)$$

(1.135) (-1.557) (0.080)

$$\text{adjR}^2 : 0.018, \text{ SSR} : 1.723, \text{ S.E.} : 0.286, 1979-2002$$

$$\text{URM2529} = \text{URM2529}(-1) + \text{DURM2529}$$

$$\text{URM3034} = \text{URM3034}(-1) + \text{DURM3034}$$

$$\text{URM3539} = \text{URM3539}(-1) + \text{DURM3539}$$

外生変数の変換

$$\text{LNHOIKU} = \log(\text{HOIKU})$$

$$\text{DLNHOIKU} = \text{LNHOIKU} - \text{LNHOIKU}(-1)$$

$$\text{LNUNIV} = \log(\text{UNIV})$$

$$\text{DLNUNIV} = \text{LNUNIV} - \text{LNUNIV}(-1)$$

モデルの変数一覧

変数名	内 容	出 所
BR2024	女子 20～24 歳出生率	人口動態統計
BR2529	女子 25～29 歳出生率	人口動態統計
BR3034	女子 30～34 歳出生率	人口動態統計
BR3539	女子 35～39 歳出生率	人口動態統計
GDPNG	国内総生産（名目）成長率	国民経済計算年報
HOIKU	保育所定員数（0～4 歳人口一人あたり）	厚生労働白書等
MR2024	女子 20～24 歳初婚率	人口動態統計
MR2529	女子 25～29 歳初婚率	人口動態統計
MR3034	女子 30～34 歳初婚率	人口動態統計
MR3539	女子 35～39 歳初婚率	人口動態統計
OPCOST	出産に関わる機会コスト	独自推計
OPMCOST	結婚に関わる機会コスト	独自推計
PWAGE	男子時間当たり賃金率	賃金センサス
PWAGEF	女子時間当たり賃金率	賃金センサス
TFR	合計特殊出生率	人口動態統計
UNIV	大学等進学率	文部科学統計
URF3034	女子 30～34 歳失業率	労働力調査
URF3539	女子 35～39 歳失業率	労働力調査
URM2529	男子 25～29 歳失業率	労働力調査
URM3034	男子 30～34 歳失業率	労働力調査
URM3539	男子 35～39 歳失業率	労働力調査